B-110E
c.2

Statistics Canada / Statistique Canada
Ottawa

1982 AES DATA CAPTURE QUALITY STUDY:

A STATISTICAL ANALYSIS

Jack Gambino
Institutional and Agriculture
Survey Methods Division

February 1983

CONTENTS

Introduction

Test for Difference in Error Rates

Distribution of Error Counts

Distribution of Error Counts by Operator

Poisson Fit for Each Operator, I

Distribution of Independent Error Counts

Poisson Fit for Each Operator, II

Poisson and Negative Binomial Fits

Distribution of Error Rates

Summary and Conclusion

Appendix

1982 AES Data Capture Quality Study: A Statistical Analysis

Introduction

The data analyzed in this report are based on 689 questionnaires from the 1982 AES. These questionnaires were chosen randomly from 8276 segment questionnaires originally captured in July. The 689 were recaptured in October, and the results were compared for differences. In what follows, "errors" refers to differences which could not be accounted for by, for example, updates made after the July data capture. As background, Lloyd Nielson's Nov. 22, 1982 memo to Gary Davidson may prove useful.

In his memo, Lloyd gave a descriptive analysis of the data capture errors. He was able to explain why certain errors occurred. In addition, he identified certain fields which were most prone to being captured incorrectly. It was concluded that (a) capturing data out of sequence and (b) inadequate editing of questionnaires before data capture (such as failure to cross out a number completely) are major problems, and that they can be solved only at the expense of slowing down the data capture procedure. In the present report, the emphasis is on explaining errors and error rates using probability models.

The 689 questionnaires were captured by eleven operators. However, for 81 of these questionnaires, it was not possible to associate the capture of a questionnaire with any operator. As a result, these 81 questionnaires are grouped into a category called "other".

Many of the technical details below can be skipped, especially those in the first part of the penultimate section. The main results are summarized in the final section. The paper ends with an appendix discussing the Poisson and negative binomial distributions.

Test for Difference in Error Rates

In Table I, we take an overall look at each operator. Clearly, there are large differences in error rates among operators (here, "error" is taken to mean "at least one incorrect field on a questionnaire"). This can be shown statistically. Each operator's performance will be assumed to follow a binomial distribution with n_i equal to the number of questionnaires captured by operator i and p_i equal to the probability that operator i will make at least one error on a given questionnaire. We would like to test the hypothesis that all the p_i are equal. To do this, we use the statistic $X^2 = \Sigma n_i (p_i - \bar{p})^2/\bar{p}(1 - \bar{p})$ where $\bar{p}$ is the error rate for all operators (see Snedecor and Cochran (1980), section 11.7).

Table I: Questionnaires with Errors, by Operator

Operator	#Quest. with Errors	#Quest. Captured	Proportion
1	12	64	.1875
2	4	36	.1111
3	9	62	.1452
4	11	45	.2444
5	3	78	.0385 (best)
6	7	37	.1892
7	7	80	.0875
8	21	49	.4286 (worst)
9	11	76	.1447
10	7	33	.2121
11	6	48	.1250
Other	7	81	.0864
Total	105	689	.1524

When all operators are included in the evaluation of X^2, and "Other" is treated as the twelfth operator, then $X^2 = 47.8$. Comparing this to the X^2_{11} distribution, we see that there is very strong evidence against the hypothesis that the p_i are equal, as expected. This type of test can be repeated while omitting one or several of the operators. For example, operator 8 is an outlier in some sense since he/she has by far the worst performance. Consequently, it is of interest to study the outcome when operator 8 is omitted. The results are in Table II. We denote "Other" by "0".

These results indicate that, overall, the p_i are not homogeneous. However, if we remove the best and worst operators, i.e. 5 and 8, the differences among the remaining operators are not satistically significant. A closer look at the table, along with the individual contributions of each operator to the value of X^2 (not shown here), also

Table II: X^2 Test of Equality of Error Rates

Operators Omitted	X^2	d.f.	p-value
None	47.8	11	<<.01
0	42.7	10	<<.01
8	18.8	10	.044
5	36.2	10	<<.01
5,8	11.2	9	.26
8,0	16.5	9	.057
5,0	30.1	9	<<.01
5,8,0	8.2	8	.41

show that operator 8 is more extreme than operator 5.

Note that "Other" is more like the majority of true operators than either operator 5 or 8. This is not unexpected since 0 consists of a mixture of results from various (unknown) operators. We will, however, continue to present results both with and without 0 since it may sometimes be of interest to consider only true operators.

Until now, we have only differentiated between questionnaires with and without errors. Henceforth, we will consider the actual number of errors in a questionnaire.

Distribution of Error Counts

Table III gives a breakdown of the number of questionnaires with no errors, one error, and so on.

Table III: Breakdown of Questionnaires by Number of Errors

No. of Errors	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
No. of Questionnaires	584	72	20	5	4	1	0	2	0	0	1

For data of this kind, the Poisson distribution (see appendix) sometimes provides a good fit. To test this, a chi-square goodness-of-fit test was performed. The result was a value $X^2 = 112.9$, on two degrees of freedom. This corresponds to an observed level of significance (OLS), or p-value of less than .005, which implies that there is very strong evidence against the Poisson model. (This result would have been anticipated by anyone familiar with fitting the Poisson distribution).

As will be seen later, an alternative to the Poisson model is the negative binomial distribution. However, this model also did not fit the data well: the p-value was less than .005.

A possible explanation for the lack of fit of the two models will be given later (see the two sections following the next one). Both models will be reconsidered after the data have been altered. The Poisson and negative binomial distributions, as well as a relationship between them are discussed in the Appendix.

Distribution of Error Counts by Operator

Table AI in the Appendix provides a detailed look at which fields each operator captured incorrectly. Usually, each line represents one questionnaire. The notation "10 x 116" means that there are ten questionnaires with an error in field 116.

We can derive a table of error counts similar to Table III, but for each operator.

Table IV: Error Counts by Operator

Operator	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total#Errors	#Quest.	Rate
1	52	9	2	0	0	0	0	0	0	0	1	23	64	.3594
2	32	3	1									5	36	.1389
3	53	5	4									13	62	.2097
4	34	11										11	45	.2444
5	75	3										3	78	.0385
6	30	3	0	3	1							16	37	.4324
7	73	6	1									8	80	.1000
8	28	11	7	1	1	0	0	1				39	49	.7959
9	65	6	2	0	2	1						23	76	.3026
10	26	6	0	0	0	0	0	1				13	33	.3939
11	42	4	2									8	48	.1667
0	74	5	1	1								10	81	.1235

Poisson Fit for Each Operator, I

A glance at the breakdowns for operators 1 and 10 shows that, as before, we cannot expect the Poisson distribution to provide a good fit for each operator (for a Poisson distribution, it is improbable that there would be several zero counts between positive counts, as occurs for some of the operators). Upon reflection, it is also clear that some of the errors in a questionnaire are often not independent. For example, an operator may have switched two entires. These are then counted as two errors, but of course, they are not independent. A similar problem occurs when an operator misses a whole section.

Distribution of Independent Error Counts

To take the problem of independence into account, an effort was made to determine the number of "independent" errors in each questionnaire. This was done by first checking the positions of the incorrect fields on the questionnaire, and verifying the results using written comments made by Lloyd Nielson on a computer listing of the errors. The results are presented in the Appendix in an amended version of Table AI. Fields which are in parentheses contain errors which appear to depend on each other. Using Table AII, the analogue to Table IV can be derived for independent errors. The results are contained in Table V.

Table V: Independent Error Counts by Operator

Operator	No. of Errors						Total # Errors	# Quest.	Rate
	0	1	2	3	4	5			
1	52	10	1	0	1		16	64	.2500
2	32	4					4	36	.1111
3	53	7	2				11	62	.1774
4	34	11					11	45	.2444
5	75	3					3	78	.0385
6	30	5	2				9	37	.2432
7	73	7					7	80	.0875
8	28	15	5	0	0	1	30	49	.6122
9	65	9	2				13	76	.1711
10	26	6	1				8	33	.2424
11	42	5	1				7	48	.1458
0	74	6	1				8	81	.0988
Total	584	88	15	0	1	1	127	689	.1843

Poisson Fit for Each Operator, II

We can now verify if the Poisson distribution provides a good fit to the results for each operator. Strictly speaking, since some operators had a tendency to key in certain fields incorrectly more often than others (eg. field 116), then we are still violating an assumption. However, this does not appear to be a severe enough violation to invalidate the Poisson model. The results are summarized in Table VI.

Table VI: Summary of Poisson Fits

Operator	$\hat{\lambda}$	X^2	d. f.	p-value
1	.250	.632	1	.42
2	.111	.257	1	.61
3	.177	2.031	1	.15
4	.244	1.848	1	.17
5	.039	.061	1	.80
6	.243	1.856	1	.17
7	.088	.344	1	.56
8	.612	.209	2	.90
9	.171	1.394	1	.24
10	.242	.049	1	.82
11	.146	.810	1	.37
0	.099	1.293	1	.25

Taken at face value, the results strongly suggest that the Poisson distribution provides a good fit for each operator. However, it must be kept in mind that, in order to keep the expected values in the cells used for calculating X^2 large enough to make the X^2 approximation valid, much collapsing of cells took place. As suggested by Snedecor and Cochran, the criterion used was to combine cells so that the expected number of errors in each cell is at least 1, unless this causes the degrees of freedom (d.f.) to become 0. As a result, the tests are based on only one or two degrees of freedom. The collapsing of cells can hide evidence which clearly casts doubt on the Poisson assumption, as the results for operator 8 illustrate. This operator has no questionnaires with three or four errors, but has one with five errors. Nevertheless, because these cells are collapsed into one, the Poisson distribution appears to give a good fit.

Keeping the remarks in the previous paragraph in mind, we can state that for each operator, the Poisson Distribution fits quite well. Since questionnaires usually have either 0 or 1 (independent) errors and rarely more than two errors, then we could get an excellent prediction of the number of questionnaires with 0, 1 or ≥2 (independent) errors if we knew the operator's error rate.

We would now like to test if the Poisson model also fits the overall data when all operators are combined. The results are presented in Table VII. The data used to find X^2 were derived from Table V. For example, $X^2 = 7.40$ is based on the

Table VII: Poisson Fit for all Operators

Operators Omitted	X^2	d.f.	p-value
None	7.40	1	.007
0	6.03	1	.01
8	4.19	1	.04
5	6.21	1	.01
5,8	3.43	1	.06
5,8,0	2.40	1	.12

"Total" row of that table.

From Table VII, we can draw the conclusion that the Poisson distribution does not fit the combined data well, except possibly when 5,8 and 0 are omitted. Note, incidentally, that this provides indirect evidence against the hypothesis that the operators' error rates are equal. For, if the rates were equal, then the combined sample should also follow a Poisson distribution. In such situations, where several Poisson variables with different rates are mixed together, it has been found that the negative binomial distribution often fits the data well (see Plackett (1974), p. 4)

The fitted negative binomial model is

$$p(u) = \binom{u + .602844 - 1}{.602844 - 1} \cdot (.831439)\ (.23416)^{u}$$

where p(u) = probability of getting u errors on a given questionnaire. Some values of p(u) are

$$p(u=0) = .8514$$
$$p(u=1) = .1202$$
$$p(u=2) = .0226$$
$$p(u=3) = .0046$$
$$p(u=4) = .0010$$

To test that this is a good fit, the X^2 test was performed.

No. of Errors	Observed	Expected	X^2 for Cell
0	584	586.64	.0119
1	88	82.81	.3251
2	15	15.54	.0188
>3	2	4.01	.9990

The value of X^2 is 1.355 which corresponds to an observed level of significance (p-value) of .51. This is in good agreement with the hypothesis that the data follow a negative binomial distribution.

The Distribution of Error Rates

As mentioned previously, when several Poisson variables with different error rates are mixed, the result can sometimes be modelled by a negative binomial distribution (we have just seen an example of this). More formally, if the random variable X has a Poisson distribution with rate parameter λ, and if λ itself has a Gamma distribution with density.

$$p(\lambda) = \frac{\theta^{\beta}}{\Gamma(\beta)} \cdot \lambda^{\beta-1} e^{-\theta\lambda},$$

then the marginal distribution of X is a negative binomial. In fact,

$$p(X=k) = \frac{\Gamma(\beta+k)}{\Gamma(\beta)\, k!} \cdot \left(\frac{\theta}{1+\theta}\right)^{\beta} \cdot \left(\frac{1}{1+\theta}\right)^{k}, \quad k=0,1,2,\ldots$$

(see Plackett, p. 4)

The latter is precisely the type of distribution which was found to provide a good fit to the overall observations in the last section. Consequently, it would be of interest to estimate $p(\lambda)$ from the data since we would then have an indication of how error rates are distributed (this will be discussed further below).

The problem is now to estimate θ and β. We will attempt to do this in two different ways. The parameters can be estimated via either (I) the negative binomial distribution, or (II) the gamma distribution. In both cases, the estimates are based on the equation of sample and theoretical moments.

Using method (I), we obtain $\hat{\beta}=.602844$ and $\hat{\theta}=3.27058$. For method (II), the estimates are derived solely from the error rates $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \ldots \hat{\lambda}_{12}$ (these are given in the second column of Table VIII). We obtain $\hat{\beta}=1.873872$ and $\hat{\theta}=9.28234$.

Substituting these estimates into the gamma density given above, percentage points of the cumulative distribution function for the two cases (I) and (II) were obtained using IMSL subroutine MDGAM. The results are presented in Table VIII.

In the table, F(u) is the probability that the error rate is less than or equal to u. For example, if we want to know the probability that the error rate is at most 0.25, then we find F(0.25) in the table. For (I), this is 0.750 and for (II) it is 0.707.

To decide whether (I) or (II) provides a better fit for the data, chi-square goodness of fit tests were performed. It was found that although (I) fits the data badly, (II) fits them rather well. Note that, using (I), $F(0.01)=0.141$. In other words, about 14% of operators should have an error rate of less than 0.01 per questionnaire. This is clearly not the case for our operators (if only it were!), and so it is not suprising that (I) is rejected. Result (II) is much more realistic and consistent with the data. We will, therefore, no longer discuss (I).

From the same table, the following conclusions can be drawn. Operator 8's performance puts him/her in the bottom 2% of the population as far or error rates are concerned, whereas operator 5 is in the top 7%.

As a result, it is unlikely that another operator as bad as operator 8 will be hired. Of course, these conclusions are based on a number of assumptions. In particular, we are assuming that the operators in this study are "typical" and that the model that has been derived represents the population of potential operators accurately.

The results are based on only twelve (or eleven real) operators. To obtain a more reliable idea of the distribution of error rates, the above would have to be repeated for other groups of operators. A revised version of the distribution of error rates (II), based on more extensive data, can be potentially useful. It can aid in predicting how much error there is likely to be during data capture. It may even be possible to devise a test which will predict roughly where a new operator will fall, i.e., what his/her error rate is likely to be. This test could then be used when hiring new operators or when monitoring operators' performance. Whether this is worthwhile, or even realistic, is something which the author is not qualified to comment on.

Summary and Conclusion

Let us summarize the main points.

(1) When looking at the raw (i.e. dependent) errors, the standard models do not fit the data well. The only (statistical) conclusion that has been reached is that there are significant differences in the error rates for different operators.

(2) If the data are modified so that only independent errors are considered, then the data for individual operators can be modelled by Poisson distributions. Consequently, knowledge of an operator's error rate (perhaps estimated by a test?) can be used to predict how many of his/her questionnaires will have 0, 1 and ≥2 errors.

(3) When all operators are combined, then the independent errors can be modelled by a negative binomial distribution, but not by a Poisson distribution. This implies that the independent-error rates among operators are also significantly different.

(4) The error rates themselves are fitted reasonably well by a gamma distribution. This is potentially the most useful result in the study. However, as indicated in the previous section, more work needs to be done in this area.

The most encouraging result of the study may be that the (independent) errors of the operators, both as a group and individually, as well as their error rates, can be explained quite well by simple probability models which are themselves interrelated. Perhaps this is an example of the power of statistical inference as a tool for finding a semblance of order amidst apparent chaos!

In addition to repeating some of the above work for future surveys, it would be of interest to consider a number of other questions. For example, is there a time trend in error rates from day to day? Is there a time trend within each day (perhaps due to fatigue)? Are there significant differences in error rates for questionnaires coming from different regions? For example, in the 1983 NFS, will the error rates for East and West questionnaires be significantly different? Do errors tend to occur most frequently in certain sections? If so, why?

To answer some of these questions, such as time-trend ones, more extensive data and further analysis will be required.

References

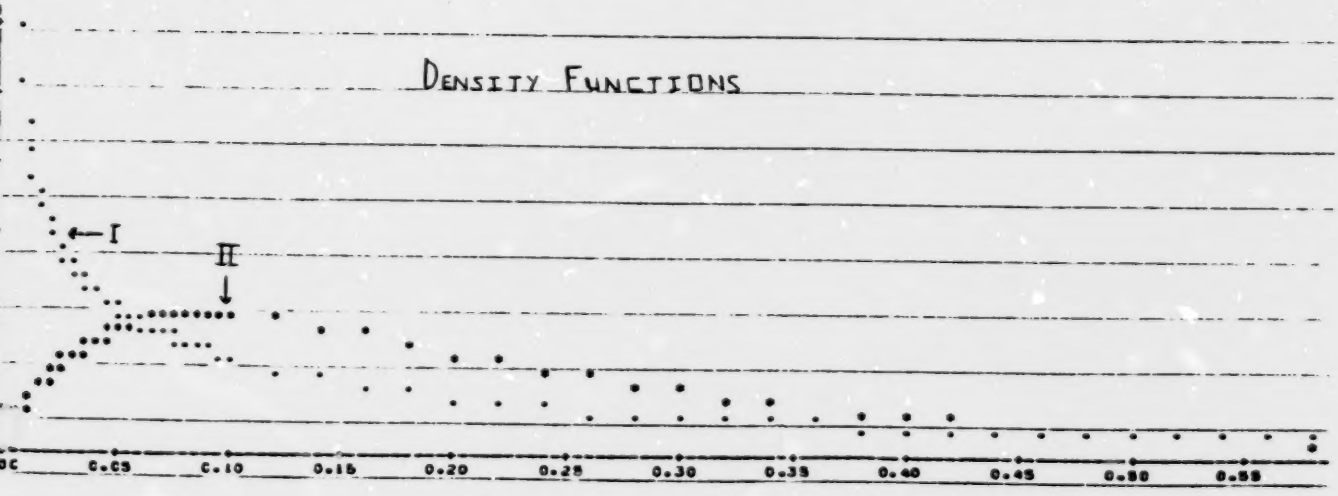
Plackett, R.L. (1974). The Analysis of Categorical Data. Griffin, London

Snedecor, W.S. and Cochran, W.G. (1980). Statistical Methods. Seventh Edition. The Iowa State University Press, Ames, Iowa.

Table VII: Distribution Functions

$$F(u) = P(\lambda \leq u)$$

(I)		(II)	
u	F(u)	u	F(u)
.01	.141	.01	.006
.04	.313	.04	.069
.05	.354	.05	.099
.10	.507	.10	.273
.15	.612	.15	.446
.20	.690	.20	.592
.25	.750	.25	.707
.30	.797	.30	.793
.40	.864	.40	.901
.50	.908	.50	.954
.60	.937	.60	.979
.70	.957	.70	.991
.80	.970	.80	.996
.90	.979	.90	.998
1.00	.985	1.00	.999



Appendix

The Poisson distribution can be thought of as a distribution of rare events. To illustrate this interpretation, suppose that a machine produces a large number of items every day. For example, suppose that its daily production consists of thousands of lightbulbs, in batches of 100. Then the probability that any given lightbulb is defective will, hopefully, be very small. On the other hand, it may be reasonable to expect that each batch will have a very small number of defective bulbs. In such a situation, the number of defectives per batch can often be modelled by a Poisson distribution. (If this is not the case, then some assumptions, which will not be discussed here, concerning the Poisson distribution are being violated).

If we now replace "machine" by "operator", "batch" by "questionnaire" and "defective" by "independent data capture error" in the previous paragraph, then the relevance of the Poisson model to the current problem becomes clear.

Continuing the example, suppose there are several machines producing lightbulbs. If the (average) proportion of defectives per batch produced by each machine is the same, then the combined sample (of batches from different machines) can still be modelled by the Poisson distribution. In fact, it is not even necessary to keep track of which machine produced a given batch since, for example, the average number of defectives per batch is the same regardless of which machine produced it.

However, if some machines tend to produce fewer defectives than others, then the above no longer holds. Fortunately, if the "defective rates" of the different machines (i.e. the parameters of the different Poisson Distributions) are themselves distributed in a certain way, then the combined output of the machines still follows a well-known distribution specifically, if the defective rates (i.e. Poisson parameters) can be thought of as being generated by a gamma distribution, then the combined sample will be modelled by a negative binomial distribution. (The details can be found in Plackett's book, which is referred to in the report).

As before, the relevance of the above to the present study is evident if we replace "machine" by "operator", and so on. In the paper, it is found that the independent error rates of each operator can be adequately modelled by a Poisson distribution. But, since operators have widely differing error rates, the combined sample of questionnaires does not follow a Poisson distribution. However, the negative binomial distribution does provide a good fit to the combined sample.

Table AI: Incorrect Fields by Operator and Questionnaire
(Usually, each line is one questionnaire, see p. 5)

Operator #									
1	945	947							
	032	116							
	020	116	036	037	038	039	117	300	400	600
2	410	610							
	071								
	943								
	996								
3	300	505							
	742	924							
	742	924							
	071	993							
	041								
	200								
	600								
	2 x 136								
4	995								
	610								
	112								
	158								
	942								
	073								
	5 x 032								
5	107								
	116								
	942								
6	116								
	200								
	995								
	970	973	977						
	118	144	995						
	118	144	995						
	036	037	038	039					
7	111	114							
	114								
	991								
	045								
	124								
	200								
	610								

Operator #	
8	116 194
	041 116
	116 834
	504 505
	504 505
	990 998
	990 998
	130 132 945
	116 900 930 970
	041 116 304 504 505 752 838
	945
	10 x 116
9	967 968
	119 121
	635
	945
	122 124 134 135
	111 114 141 133
	932 933 935 936 937
	2 x 200
	2 x 409
10	073 118 410 610 123 157 161
	2 x 073
	4 x 032
11	020 409
	406 407
	158
	114
	994
	996
0	112 772
	116
	300 400 600
	2 x 020
	2 x 996

Table AII: Independent Errors by Operator and Questionnaire

Operator #	
1	(945 947) 032 116 020 116 (036 037 038 039)(117 300 400 600)
2	(410 610) 071 943 996
3	(300 505) 742 924 742 924 (071 993) 041 200 600 2 x 136
4	995 610 112 158 942 073 5 x 032
5	107 116 942
6	116 200 995 (970 973 977) (118 144) 995 (118 144) 995 (036 037 038 039)
7	(111 114) 114 991 045 124 200 610

Operator #	
8	116 194 041 116 116 834 (504 505) (504 505) (990 998) (990 998) (130 132) 945 116 (900 930 970) 041 116 (304 504 505) 752 838 945 10 x 116
9	(967 968) (119 121) 635 945 (122 124) (134 135) (111 114 141) 133 (932 933 935 936 937) 2 x 200 2 x 409
10	(073 118 410 610) (123 157 161) 2 x 073 4 x 032
11	020 409 (406 407) 158 114 994 996
0	112 772 116 (300 400 600) 2 x 020 2 x 996

B-110F
c.2.

Statistics Canada Statistique Canada
Ottawa, Canada

QUALITÉ DE LA SAISIE DES DONNÉES DE L'EDA DE 1982:

UNE ANALYSE STATISTIQUE

Jack Gambino
Division des Méthodes d'enquête - institutions et agriculture

février 1983

Canada

TABLE DES MATIERES

	PAGE
Introduction	1
Test relatif à la différence entre les taux d'erreur	2
Distribution du nombre d'erreurs	5
Distribution du nombre d'erreurs selon les opérateurs	6
Ajustement par la loi de Poisson pour chaque opérateur, I ...	7
Distribution du nombre d'erreurs indépendantes	7
Ajustement par la loi de Poisson pour chaque opérateur, II ...	8
Distribution des taux d'erreur	12
Résumé et conclusion	15
Annexe	18

Qualité de la saisie des données de l'EDA de 1982: une analyse statistique

Introduction

L'analyse du présent rapport porte sur les données de 689 questionnaires de l'EDA de 1982. Ces questionnaires ont été choisis au hasard parmi 8,276 questionnaires de segment dont la saisie des données avait été effectuée en juillet. Les 689 questionnaires choisis ont été soumis à une nouvelle saisie en octobre puis on a comparé les résultats afin d'observer les différences. Dans le présent document, le terme "erreurs" désigne les différences qui ne pouvaient pas s'expliquer, par exemple, par des mises à jour postérieures à la saisie des données effectuée en juillet. A titre de référence, la note de service que Lloyd Nielson faisait parvenir à Gary Davidson le 22 novembre 1982 contient des renseignements utiles.

Lloyd faisait dans sa note une analyse descriptive des erreurs de saisie des données. Il expliquait pourquoi certaines erreurs se produisaient et indiquait certains champs particulièrement touchées par les erreurs de saisie. Deux problèmes importants étaient relevés en conclusion:

a) le fait de saisir les données sans tenir compte de l'ordre des numéros et

b) le manque de soin dans la vérification préalable des questionnaires (chiffres à moitié biffés par exemple). Ces problèmes ne pourraient être résolus que par un ralentissement du processus de saisie des données. Dans le présent rapport, on examine les erreurs et les taux d'erreur à l'aide de modèles probabilistes.

La saisie des données des 689 questionnaires a été effectuée par onze opérateurs. Toutefois, dans le cas de 81 de ces questionnaires, il n'a pas été possible d'attribuer la saisie à un opérateur en particulier. On a donc formé pour ces 81 questionnaires une catégorie distincte appelée "autres".

Plusieurs des détails techniques présentés ci-dessous ne sont pas indispensables à la compréhension, en particulier ceux de la première partie de l'avant-dernière section. Les principaux résultats sont résumés dans la dernière section. La distribution de Poisson et la distribution binômiale négative sont traitées en annexe.

Test relatif à la différence entre les taux d'erreur.

Au tableau I, on présente le rendement global de chaque opérateur. On constate que les taux d'erreur varient énormément entre les opérateurs (on compte une "erreur" chaque fois qu'au moins une donnée est incorrectement saisie sur un questionnaire). Cette constatation peut-être démontrée statistiquement. On suppose que le rendement de chaque opérateur suit une distribution binômiale où n_i est le nombre de questionnaires traités par l'opérateur i et p_i est la probabilité que l'opérateur i commettra au moins une erreur dans la saisie d'un questionnaire donné. On désire tester l'hypothèse que tous les p_i sont égaux. A cette fin, on utilise la statistique $X^2 = \Sigma n_i (p_i - \bar{p})^2/\bar{p}(1 - \bar{p})$ où $\bar{p}$ est le taux d'erreur pour l'ensemble des opérateurs (voir Snedecor et Cochran (1980), section 11.7).

Tableau I: Répartition des questionnaires avec erreurs selon les opérateurs

Opérateur	Nombre de questionnaires avec erreurs	Nombre de questionnaires traités	Proportion
1	12	64	.1875
2	4	36	.1111
3	9	62	.1452
4	11	45	.2444
5	3	78	.0385(meilleur)
6	7	37	.1892
7	7	80	.0875
8	21	49	.4286(pire)
9	11	76	.1447
10	7	33	.2121
11	6	48	.1250
Autres	7	81	.0864
Total	105	689	.1524

Si on inclut tous les opérateurs dans l'évaluation de X^2 et qu'on traite la catégorie "autres" comme le douxième opérateur, on obtient $X^2 = 47.8$. Si on compare ce résultat avec la distribution X^2_{11}, on constate, comme prévu, que l'hypothèse d'une égalité entre les p_i est très peu vraisemblable. On peut refaire ce test en omettant un ou plusieurs des opérateurs. Par exemple, l'opérateur 8 représente dans une certaine mesure un cas extrême car son rendement est de beaucoup inférieur à celui des autres. Par conséquent, il est intéressant de voir quel résultat on obtient lorsqu'on exclut l'opérateur 8 des calculs. Les résultats sont donné au Tableau II. La catégorie "autres" est notée "0".

Les résultats indiquent que dans l'ensemble, les p_i ne sont pas homogènes. Toutefois, lorsqu'on retranche l'opérateur ayant obtenu le meilleur rendement et celui ayant obtenu le pire rendement (les opérateurs 5 et 8), les différences entre les autres opérateurs ne sont pas statistiquement significatives. Un examen plus attentif du tableau, ainsi que des contributions particulières de chaque opérateur à la valeur de X^2 (non présentées ici), indique en outre que l'opérateur 8 est davantage un cas extrême que l'opérateur 5.

Tableau II: Text X^2 relatif à l'égalité des taux d'erreur

Opérateurs omis	X^2	Degrés de liberté	Probabilité critique
aucun	47.8	11	<<.01
0	42.7	10	<<.01
8	18.8	10	.044
5	36.2	10	<<.01
5,8	11.2	9	.26
8,0	16.5	9	.057
5,0	30.1	9	<<.01
5,8,0	8.2	8	.41

On remarque que la catégorie "autres" présente des résultats qui se rapprochent davantage de ceux de la majorité des opérateurs réels que de ceux de l'opérateur 5 ou de l'opérateur 8. Cela n'est pas surprenant car la catégorie 0 regroupe les résultats obtenus par divers opérateurs inconnus. Nous continuerons toutefois de présenter les résultats avec et sans la catégorie 0 car il est parfois intéressant d'examiner uniquement les opérateurs réels.

Jusqu'ici, nous nous sommes limités à établir une distinction entre les questionnaires avec erreurs et les questionnaires sans erreur. Nous allons maintenant nous intéresser au nombre réel d'erreurs dans un questionnaire.

Distribution du nombre d'erreurs

Le Tableau III présente une répartition des questionnaires suivant le nombre d'erreurs relevés pour chacun (aucune erreur, une erreur, etc.).

Tableau III: Répartition des questionnaires selon le nombre d'erreurs

Nombre d'erreurs	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Nombre de questionnaires	584	72	20	5	4	1	0	2	0	0	1

Pour des données de ce genre, la distribution de Poisson (voir annexe) constitue parfois un bon ajustement. Pour vérifier si c'est le cas, on a effectué un test chi carré de l'efficacité de l'ajustement. On a obtenu une valeur $X^2 = 112.9$, avec deux degrés de liberté. Ce résultat correspond à un niveau de signification observé, ou probabilité critique, de moins de 0.005, ce qui est très nettement en défaveur du modèle de Poisson. (Ce résultat ne présente aucune surprise pour quiconque est habitué à faire des ajustements à l'aide de la distribution de Poisson).

Comme nous le verrons plus loin, on peut remplacer le modèle de Poisson par une distribution binômiale négative. Toutefois, ce modèle ne produit pas non plus un bon ajustement des données, la probabilité critique étant inférieur à 0.005.

Nous énoncerons plus loin une explication possible du peu d'éfficacité de l'ajustement fourni par ces deux modèles (voir les deux sections qui suivent la prochaine). Nous examinerons de nouveau les deux modèles après avoir modifié les données. On traite en annexe de la distribution de Poisson et de la distribution binômiale négative, ainsi que du lien qui existe entre elles.

Distribution du nombre d'erreurs selon les opérateurs

La tableau AI de l'annexe indique de façon détaillée les champs dont les données ont été saisies de façon inexacte par chaque opérateur. En règle générale, chaque ligne représente un questionnaire. La notation "10 x 116" signifie qu'il y a dix questionnaires où il y a eu erreur au champ 116.

Nous pouvons dresser un tableau des nombres d'erreurs semblable au tableau III, mais pour chaque opérateur.

Tableau IV: Nombre d'erreurs selon les opérateurs

Opérateur	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Nombre total d'erreurs	Nombre de questionnaires	Taux
1	52	9	2	0	0	0	0	0	0	0	1	23	64	.3594
2	32	3	1									5	36	.1389
3	53	5	4									13	62	.2097
4	34	11										11	45	.2444
5	75	3										3	78	.0385
6	30	3	0	3	1							16	37	.4324
7	73	6	1									8	80	.1000
8	28	11	7	1	1	0	0	1				39	49	.7959
9	65	6	2	0	2	1						23	76	.3026
10	26	6	0	0	0	0	0	1				13	33	.3939
.1	42	4	2									8	48	.1667
0	74	5	1	1								10	81	.1235

Ajustement par la loi de Poisson pour chaque opérateur, I

Un examen rapide des répartitions relatives aux opérateurs 1 et 10 révèle que, comme précédemment, on ne peut s'attendre à ce que la distribution de Poisson fournisse un bon ajustement pour chaque opérateur (il est improbable, en effet, qu'une distribution de Poisson puisse rendre compte de la présence de plusieurs zéros entre des nombres positifs, comme c'est le cas pour certains des opérateurs). On se rend compte également, à la réflexion, que certaines des erreurs commises dans la saisie des données d'un questionnaire ne sont pas indépendantes. C'est le cas, par exemple, si un opérateur intervertit deux chiffres. On compte deux erreurs, mais il est évident qu'il n'y a pas indépendance entre les deux. Le problème est le même lorsqu'un opérateur oublie toute une section.

Distribution du nombre d'erreurs indépendantes

Afin de tenir compte du facteur d'indépendance, on a tenté de déterminer le nombre d'erreurs "indépendantes" dans chaque questionnaire. A cette fin, on a d'abord examiné l'emplacement des champs incorrects dans le questionnaire, puis on a vérifié les résultats à la lumière des commentaires inscrits par Lloyd Nielson sur un imprimé d'ordinateur donnant la liste des erreurs. Les résultats sont présentés en annexe, dans une version modifiée du Tableau AI. Les zones indiquées entre parenthèses contiennent des erreurs qui semblent être liées les unes aux autres. A l'aide du Tableau AII, on peut construire le Tableau V qui est l'équivalent du Tableau IV pour les erreurs indépendantes.

Tableau V: Nombre d'erreurs indépendantes selon les opérateurs

Opérateur	Nombre d'érreurs						Nombre Total d'erreurs	Nombre de questionnaires	Taux
	0	1	2	3	4	5			
1	52	10	1	0	1		16	64	.2500
2	32	4					4	36	.1111
3	53	7	2				11	62	.1774
4	34	11					11	45	.2444
5	75	3					3	78	.0385
6	30	5	2				9	37	.2432
7	73	7					7	80	.0875
8	28	15	5	0	0	1	30	49	.6122
9	65	9	2				13	76	.1711
10	26	6	1				8	33	.2424
11	42	5	1				7	48	.1458
0	74	6	1				8	81	.0988
TOTAL	584	88	15	0	1	1	127	689	.1843

Ajustement par la loi de Poisson pour chaque opérateur, II

Nous pouvons maintenant vérifier si la distribution de Poisson fournit un bon ajustement pour les résultats de chaque opérateur. A strictement parler, puisque certains opérateurs ont tendance à commettre plus d'erreurs de saisie dans certains champs que dans d'autres (par exemple la zone 116), nous ne respectons pas toutes les conditions. Toutefois, cela ne semble pas un obstacle suffisant pour rejeter le modèle de Poisson. Les résultats sont présentés au Tableau VI.

Tableau VI: Résultats des ajustements par la loi de Poisson

Opérateur	$\hat{\lambda}$	X^2	Degrés de liberté	Probabilité critique
1	.250	.632	1	.42
2	.111	.257	1	.61
3	.177	2.031	1	.15
4	.244	1.848	1	.17
5	.039	.061	1	.80
6	.243	1.856	1	.17
7	.088	.344	1	.56
8	.612	.209	2	.90
9	.171	1.394	1	.24
10	.242	.049	1	.82
11	.146	.810	1	.37
0	.099	1.293	1	.25

A première vue, les résultats semblent plaider fortement en faveur de la distribution de Poisson pour ce qui est de l'efficacité de l'ajustement. Toutefois, il faut se rappeler que pour maintenir les valeurs espérées des cellules utilisées dans le calcul de X^2 à un niveau suffisamment élevé pour que l'approximation X^2 soit valide, il a fallu combiner plusieurs cellules. Comme le proposent Snedecor et Cochran, le critère utilisé a consisté à combiner les cellules de façon à ce que le nombre espéré d'erreurs dans chaque cellule soit d'au moins 1, sauf si cela avait pour résultat de réduire à zéro le nombre de degrés de liberté. Par conséquent, les tests ne sont fondés que sur un ou deux degrés de liberté. En combinant ainsi des cellules, on peut masquer des résultats qui auraient défavorisé le modèle de Poisson. C'est le cas par exemple de l'opérateur 8, pour lequel on ne comptait aucun questionnaire avec trois ou quatre erreurs, mais dont un des questionnaires comportait cinq erreurs. Néamoins, parce que ces cellules sont combinées en une seule, la distribution de Poisson semble offrir un bon ajustement.

Sous réserve des remarques formulées au paragraphe précédent, nous pouvons affirmer que la distribution de Poisson offre un bon ajustement pour chaque opérateur. Comme les questionnaires comportent habituellement 0 ou 1 erreur (indépendante) et rarement plus de deux erreurs, nous pourrions faire d'excellentes prédictions sur le nombre de questionnaires comportant un nombre donné (0, 1 ou ≥ 2) d'erreurs indépendantes si nous connaissions le taux d'erreur de l'opérateur.

Nous aimerions maintenant vérifier si le modèle de Poisson fournit également un bon ajustement lorsqu'on regroupe tous les opérateurs. Les résultats sont présentés au Tableau VII. Les données qui ont servi au calcul de X^2 sont tirées du Tableau V. Par exemple, $X^2 = 7.40$ est calculé d'après la rangée "Total" de ce tableau.

Tableau VII: Ajustement par la loi de Poisson pour tous les opérateurs

Opérateurs omis	X^2	Degrés de liberté	Probabilité critique
Aucun	7.40	1	.007
0	6.03	1	.01
8	4.19	1	.04
5	6.21	1	.01
5,8	3.43	1	.06
5,8,0	2.40	1	.12

L'examen du Tableau VII permet de conclure que la distribution de Poisson n'offre pas un bon ajustement des données regroupées, sauf peut-être lorsqu'on exclut les opérateurs 5, 8 et 0. On notera, en passant, qu'il s'agit d'une preuve indirecte de l'inexactitude de l'hypothèse d'une égalité des taux d'erreur entre les opérateurs. En effet, si les taux étaient égaux, l'échantillon combiné devrait suivre lui aussi une distribution de Poisson. Il a été démontré que dans de telles situations, c'est-à-dire lorsqu'on regroupe plusieurs

variables de Poisson dont les taux sont différents, la distribution binômiale négative assure souvent un bon ajustement (voir Plackett (1974), p. 4).

La loi binômiale négative d'ajustement est la suivante:

$$p(u) = \binom{u + .602844 - 1}{.602844 - 1} .(.831439)\ (.23416)^{u}$$

où p(u) est la probabilité d'obtenir u erreurs pour un questionnaire donné. Voici quelques valeurs de p(u):

$$p(u=0) = .8514$$
$$p(u=1) = .1202$$
$$p(u=2) = .0226$$
$$p(u=3) = .0046$$
$$p(u=4) = .0010$$

Pour vérifier l'efficacité de cet ajustement, on a effectué un test X^2.

Nombre d'erreurs	Valeurs observées	Valeurs espérées	X^2 pour la cellule
0	584	586.64	.0119
1	88	82.81	.3251
2	15	15.54	.0188
≥3	2	4.01	.9990

La valeur de X^2 est 1.355, ce qui correspond à un seuil de signification observé (probabilité critique) de 0.51. Ce résultat tend à confirmer l'hypothèse selon laquelle les données suivent une distribution binômiale négative.

Distribution des taux d'erreur

Comme on l'a mentionné, lorsqu'on regroupe plusieurs variables de Poisson comportant des taux d'erreur différents, le résultat peut parfois être représenté par une distribution binômiale négative (nous venons d'en voir un exemple). En termes plus formels, si la variable aléatoire X suit une distribution de Poisson avec taux λ, et si λ lui-même suit une distribution gamma de densité

$$p(\lambda) = \frac{\theta^{\beta}}{\Gamma(\beta)} \cdot \lambda^{\beta-1} e^{-\theta\lambda},$$

la distribution marginale de X est une distribution binômiale négative. En fait

$$p(X=k) = \frac{\Gamma(\beta+k)}{\Gamma(\beta)\, k!} \cdot \left(\frac{\theta}{1+\theta}\right)^{\beta} \cdot \left(\frac{1}{1+\theta}\right)^{k}, \quad k=0,1,2,\ldots$$

(voir Plackett, p. 4).

Cette dernière expression est précisément le genre de distribution qui assurait un bon ajustment des observations combinées à la section précédente. Par conséquent, il serait intéressant d'estimer $p(\lambda)$ à partir des données, car on disposerait alors d'une indication de la distribution des taux d'erreur (nous y reviendrons plus loin).

Le problème consiste maintenant à estimer θ et β. Nous allons nous y prendre de deux façons différentes. En effet, les paramètres peuvent être estimés selon (I) la distribution binômiale négative ou selon (II) la distribution gamma. Dans les deux cas, les estimations sont basées sur l'identité entre le moment fondé sur l'échantillon et le moment théorique.

Avec la méthode (I), on obtient $\hat{\beta}=.602844$ et $\hat{\theta}=3.27058$. Avec la méthode (II), les estimés sont tirées uniquement des taux d'erreur $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \cdots \hat{\lambda}_{12}$ (données dans la deuxième colonne du tableau VIII). Les résultats sont $\hat{\beta}=1.873872$ et $\hat{\theta}=9.28234$.

En substituant ces estimés dans la fonction de densité gamma donnée ci-dessus, on a obtenu les points de pourcentage de la fonction de distribution cumulative pour les cas (I) et (II) à l'aide du sous-programme MDGAM de IMSL. Les résultats sont présentés au Tableau VIII.

Dans le tableau, F(u) est la probabilité que le taux d'erreur soit inférieur ou égal à u. Par exemple, si on désire savoir quelle est la probabilité que le taux d'erreur soit d'au plus 0.25, il suffit de chercher F(0.25) dans le tableau. Pour la méthode (I), cette valeur est de 0.750 et pour la méthode (II), elle est de 0.707.

Pour déterminer laquelle des méthodes (I) ou (II) donne le meilleur ajustement des données, on a effectué des tests chi carré de l'efficacité des ajustements. On s'est rendu compte que la méthode (I) donne un mauvais ajustement, tandis que la méthode (II) fournit un ajustement relativement bon. Notons que selon la méthode (I), $F(0.01) = 0.141$, c'est-à-dire qu'environ 14% des opérateurs devraient avoir un taux d'erreur inférieur à 0.01 par questionnaire. De toute évidence, nos opérateurs ne sont pas aussi efficaces (malheureusement!), et il n'est donc pas surprenant que la méthode (I) doive être rejetée. Le résultat (II) est beaucoup plus réaliste et correspond davantage aux données. Par conséquent, nous ne traiterons plus dorénavant de la méthode (I).

L'examen du même tableau permet de tirer les conclusions suivantes. Le rendement de l'opérateur 8 fait qu'il se situe dans les 2% inférieurs de la population pour ce qui est des taux d'erreur, tandis que l'opérateur 5 se situe dans les 7% supérieurs.

Il est peu probable, par conséquent, qu'un opérateur au rendement aussi inefficace que l'opérateur 8 soit embauché. Ces conclusions sont évidemment basées sur un certain nombre d'hypothèses. En particulier, nous supposons que les opérateurs observés dans cette étude sont des opérateurs "types" et que le modèle qui a été établi est un reflet exact de la population des opérateurs possibles.

Les résultats sont fondés sur un échantillon de suelement douze opérateurs (dont onze sont des opérateurs réels). Afin de se faire une idée plus précise de la distribution des taux d'erreur, il faudrait refaire l'analyse pour d'autres groupes d'opérateurs. Une version révisée de la distribution des taux d'erreur selon la méthode (II), établie à partir d'un plus grand nombre de données, pourrait se révéler utile. On pourrait s'en servir pour prédire le nombre d'erreurs susceptibles de se produire au cours de la saisie des données. On pourrait même construire une épreuve qui permettrait de prédire approximativement où se situerait un nouvel opérateur, c'est-à-dire quel serait son taux d'erreur probable. On pourrait faire subir cette épreuve aux candidats opérateurs avant de les embaucher ou s'en servir pour contrôler le rendement des opérateurs. Il n'appartient pas à l'auteur de décider s'il serait pertinent, ou même réaliste, d'effectuer ce travail supplémentaire.

Résumé et conclusion

Voici un résumé des principaux résultats:

1) Lorsqu'on examine les erreurs brutes (dépendantes), les modèles habituels ne fournissent pas un bon ajustement. La seule conclusion (statistique) qu'on peut tirer, c'est qu'il existe des différences significatives dans les taux d'erreur des opérateurs.

2) Si on modifie les données de manière à tenir compte uniquement des erreurs indépendantes, les résultats des opérateurs individuels peuvent être ajustés par le modèle de Poisson. Par conséquent, si le taux d'erreur d'un opérateur est connu (peut-être au moyen d'une épreuve?), on peut prédire combien de ses questionnaires comporteront un nombre d'erreurs donné (0, 1 ou ≥ 2).

3) Lorsqu'on regroupe tous les opérateurs, les erreurs indépendantes peuvent être ajustées par une distribution binômiale négative, mais non par une distribution de Poisson. Par conséquent, les taux d'erreur (pour les erreurs indépendantes) présentent aussi des différences significatives entre les opérateurs.

4) Les taux d'erreur eux-mêmes sont assez bien ajustés par une distribution gamma. Il s'agit peut-être du résultat le plus intéressant de l'étude. Toutefois, comme on l'a mentionné à la section précédente, des analyses plus poussées sont nécessaires.

L'élément le plus encourageant de l'étude est peut-être que les erreurs (indépendantes) des opérateurs, considérées globalement ou pour chaque opérateur, ainsi que leurs <u>taux</u> d'erreur, peuvent être très bien expliqués par des modèles probabilistes simples qui sont eux-mêmes reliés entre eux. C'est peut-être là un exemple du pouvoir de l'inférence statistique comme outil de recherche d'un semblant d'ordre dans un chaos apparent!

Il serait utile de reprendre les analyses effectuées à l'occasion d'enquêtes futures, mais il serait aussi intéressant de répondre à un certain nombre d'autres questions. Par exemple, peut-on observer une tendance dans les taux d'erreur selon les jours de la semaine? Peut-on observer une tendance à l'intérieur d'une même journée (attribuable par exemple à la fatigue)? Y a-t-il des différences significatives dans les taux d'erreur pour des questionnaires qui proviennent de régions différentes? Par exemple, dans l'ENF de 1983, les taux d'erreur pour les questionnaires de l'est et ceux de l'ouest présenteront-ils des différences significatives? Les erreurs ont-elles tendance à se produire plus fréquemment dans certaines sections? Si c'est le cas, pourquoi?

Pour répondre à ces questions, par exemple celles qui ont trait à l'observation des tendances en fonction du temps, il faudrait disposer de plus de données et effectuer une analyse plus approfondie.

Bibliographie

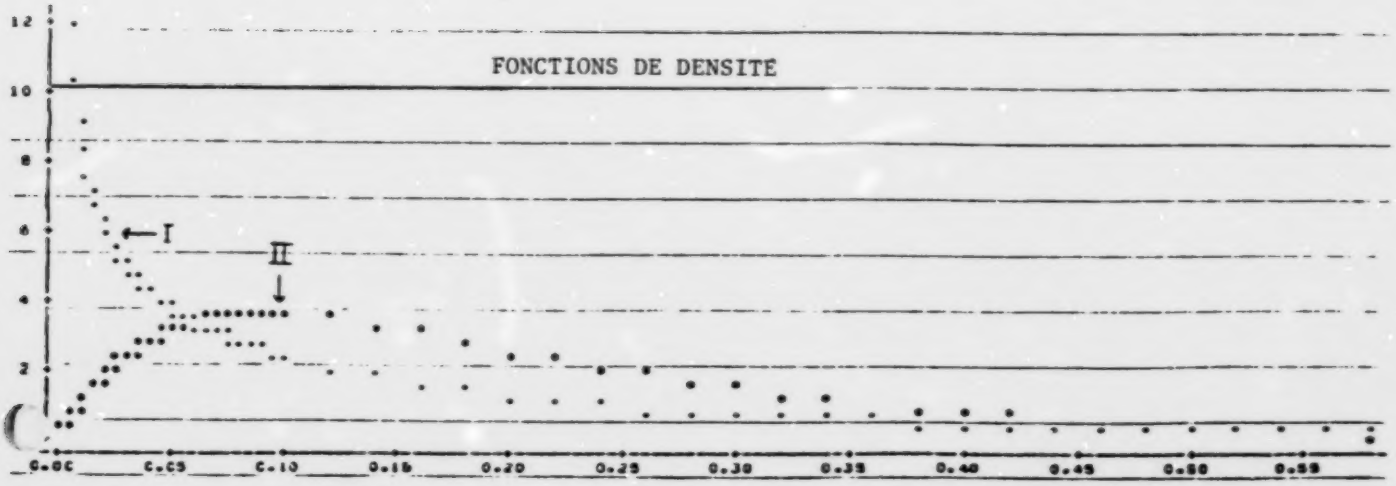
Plackett, R.L. (1974), The Analysis of Categorical Data, Griffin, Londres.

Snedecor. W.S. et Cochran, W.G. (1980), Statistical Methods, septième édition, The Iowa State University Press, Ames, Iowa

Tableau VII: Fonctions de distribution

$$F(u) = P(\lambda \leq u)$$

(I)		(II)	
u	F(u)	u	F(u)
.01	.141	.01	.006
.04	.313	.04	.069
.05	.354	.05	.099
.10	.507	.10	.273
.15	.612	.15	.446
.20	.690	.20	.592
.25	.750	.25	.707
.30	.797	.30	.793
.40	.864	.40	.901
.50	.908	.50	.954
.60	.937	.60	.979
.70	.957	.70	.991
.80	.970	.80	.996
.90	.979	.90	.998
1.00	.985	1.00	.999



Annexe

La distribution de Poisson peut être considérée comme une distribution d'événements rares. Supposons, à titre d'illustration, qu'une machine produit un grand nombre de pièces par jour, par exemple des milliers d'ampoules, en lots de 100. La probabilité qu'une ampoule donnée soit défectueuse sera évidemment très faible. Par contre, il est raisonnable de s'attendre que chaque lot comportera un certain nombre (très faible) d'ampoules défectueuses. Dans un tel cas, le nombre de pièces défectueuses par lot peut souvent être représenté par une distribution de Poisson. (Si ce n'ext pas le cas, c'est que certaines hypothèses, que nous n'examinerons pas ici, relatives à la distribution de Poisson ne sont pas respectées).

Si nous remplaçons "machine" par "opérateur", "lot" par "questionnaire" et "pièce défectueuse" par "erreur indépendante de saisie des données" dans le paragraphe qui précède, on voit tout de suite pourquoi le modèle de Poisson peut s'appliquer à notre problème.

Reprenons notre exemple et supposons qu'il y a plusieurs machines qui produisent des ampoules. Si la proportion (moyenne) de pièces défectueuses par lot que produit chaque machine est la même, l'échantillon combiné (des lots provenant des différentes machines) peut lui aussi être représenté par la distribution de Poisson. En fait, il n'est même pas nécessaire de savoir quelle machine a produit tel ou tel lot, car le nombre moyen de pièces défectueuses par lot est le même peu importe la machine.

Toutefois, si certaines machines ont tendance à produire moins de pièces défectueuses que d'autres, cette conclusion ne tient plus. Heureusement, si les proportions de pièces défectueuses des différentes machines (c.-à-d. les paramètres des différentes distributions de Poisson) sont elles-mêmes distribuées d'une certaine

façon, la production combinée des machines suit elle aussi une distribution bien connue. De façon plus particulière, si les proportions de pièces défectueuses (paramètres de Poisson) peuvent être représentées par une distribution gamma, le modèle de l'échantillon combiné sera une distribution binômiale négative. (On trouvera des détails dans l'ouvrage de Plackett mentionné dans la bibliographie).

Comme précédemment, en remplaçant "machine" par "opérateur", et ainsi de suite, on voit immédiatement le lien avec la présente étude. Il est démontré dans le document que les taux d'erreur de chaque opérateur (erreurs indépendantes) peuvent être bien représentés par une distribution de Poisson. Toutefois, comme les taux d'erreurs varient énormément d'un opérateur à l'autre, l'échantillon combiné des questionnaires ne suit pas une distribution de Poisson. En revanche, la distribution binômiale négative présente un bon ajustement pour l'échantillon global.

Tableau AI: Champs comportant des erreurs selon l'opérateur et le questionnaire

(Habituellement, chaque ligne représente un questionnaire, voir p. 6)

# de l'opérateur									
1	945	947							
	032	116							
	020	116	036	037	038	039	117	300	400	600
2	410	610							
	071								
	943								
	996								
3	300	505							
	742	924							
	742	924							
	071	993							
	041								
	200								
	600								
	2 x 136								
4	995								
	610								
	112								
	158								
	942								
	073								
	5 x 032								
5	107								
	116								
	942								
6	116								
	200								
	995								
	970	973	977						
	118	144	995						
	118	144	995						
	036	037	038	039					
7	111	114							
	114								
	991								
	045								
	124								
	200								
	610								

de l'opérateur

8	116 194
	041 116
	116 834
	504 505
	504 505
	990 998
	990 998
	130 132 945
	116 900 930 970
	041 116 304 504 505 752 838
	945
	10 x 116
9	967 968
	119 121
	635
	945
	122 124 134 135
	111 114 141 133
	932 933 935 936 937
	2 x 200
	2 x 409
10	073 118 410 610 123 157 161
	2 x 073
	4 x 032
11	020 409
	406 407
	158
	114
	994
	996
0	112 772
	116
	300 400 600
	2 x 020
	2 x 996

Tableau AII: Erreurs indépendante selon l'opérateur et le questionnaire

# de l'opérateur	
1	(945 947) 032 116 020 116 (036 037 038 039)(117 300 400 600)
2	(410 610) 071 943 996
3	(300 505) 742 924 742 924 (071 993) 041 200 600 2 x 136
4	995 610 112 158 942 073 5 x 032
5	107 116 942
6	116 200 995 (970 973 977) (118 144) 995 (118 144) 995 (036 037 038 039)
7	(111 114) 114 991 045 124 200 610

de l'opérateur

8	116 194
	041 116
	116 834
	(504 505)
	(504 505)
	(990 998)
	(990 998)
	(130 132) 945
	116 (900 930 970)
	041 116 (304 504 505) 752 838
	945
	10 x 116
9	(967 968)
	(119 121)
	635
	945
	(122 124) (134 135)
	(111 114 141) 133
	(932 933 935 936 937)
	2 x 200
	2 x 409
10	(073 118 410 610) (123 157 161)
	2 x 073
	4 x 032
11	020 409
	(406 407)
	158
	114
	994
	996
0	112 772
	116
	(300 400 600)
	2 x 020
	2 x 996